

Sonderdruck aus:

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Leo Pusse

Zur Prognosetauglichkeit ausgewählter
Produktivitätsfunktionen

11. Jg./1978

2

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)

Die MittAB verstehen sich als Forum der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Es werden Arbeiten aus all den Wissenschaftsdisziplinen veröffentlicht, die sich mit den Themen Arbeit, Arbeitsmarkt, Beruf und Qualifikation befassen. Die Veröffentlichungen in dieser Zeitschrift sollen methodisch, theoretisch und insbesondere auch empirisch zum Erkenntnisgewinn sowie zur Beratung von Öffentlichkeit und Politik beitragen. Etwa einmal jährlich erscheint ein „Schwerpunktheft“, bei dem Herausgeber und Redaktion zu einem ausgewählten Themenbereich gezielt Beiträge akquirieren.

Hinweise für Autorinnen und Autoren

Das Manuskript ist in dreifacher Ausfertigung an die federführende Herausgeberin
Frau Prof. Jutta Allmendinger, Ph. D.
Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung
90478 Nürnberg, Regensburger Straße 104
zu senden.

Die Manuskripte können in deutscher oder englischer Sprache eingereicht werden, sie werden durch mindestens zwei Referees begutachtet und dürfen nicht bereits an anderer Stelle veröffentlicht oder zur Veröffentlichung vorgesehen sein.

Autorenhinweise und Angaben zur formalen Gestaltung der Manuskripte können im Internet abgerufen werden unter http://doku.iab.de/mittab/hinweise_mittab.pdf. Im IAB kann ein entsprechendes Merkblatt angefordert werden (Tel.: 09 11/1 79 30 23, Fax: 09 11/1 79 59 99; E-Mail: ursula.wagner@iab.de).

Herausgeber

Jutta Allmendinger, Ph. D., Direktorin des IAB, Professorin für Soziologie, München (federführende Herausgeberin)
Dr. Friedrich Buttler, Professor, International Labour Office, Regionaldirektor für Europa und Zentralasien, Genf, ehem. Direktor des IAB
Dr. Wolfgang Franz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Mannheim
Dr. Knut Gerlach, Professor für Politische Wirtschaftslehre und Arbeitsökonomie, Hannover
Florian Gerster, Vorstandsvorsitzender der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Christof Helberger, Professor für Volkswirtschaftslehre, TU Berlin
Dr. Reinhard Hujer, Professor für Statistik und Ökonometrie (Empirische Wirtschaftsforschung), Frankfurt/M.
Dr. Gerhard Kleinhenz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Passau
Bernhard Jagoda, Präsident a.D. der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Dieter Sadowski, Professor für Betriebswirtschaftslehre, Trier

Begründer und frühere Mitherausgeber

Prof. Dr. Dieter Mertens, Prof. Dr. Dr. h.c. mult. Karl Martin Bolte, Dr. Hans Büttner, Prof. Dr. Dr. Theodor Ellinger, Heinrich Franke, Prof. Dr. Harald Gerfin,
Prof. Dr. Hans Kettner, Prof. Dr. Karl-August Schäffer, Dr. h.c. Josef Stingl

Redaktion

Ulrike Kress, Gerd Peters, Ursula Wagner, in: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB),
90478 Nürnberg, Regensburger Str. 104, Telefon (09 11) 1 79 30 19, E-Mail: ulrike.kress@iab.de: (09 11) 1 79 30 16,
E-Mail: gerd.peters@iab.de: (09 11) 1 79 30 23, E-Mail: ursula.wagner@iab.de: Telefax (09 11) 1 79 59 99.

Rechte

Nachdruck, auch auszugsweise, nur mit Genehmigung der Redaktion und unter genauer Quellenangabe gestattet. Es ist ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages nicht gestattet, fotografische Vervielfältigungen, Mikrofilme, Mikrofotos u.ä. von den Zeitschriftenheften, von einzelnen Beiträgen oder von Teilen daraus herzustellen.

Herstellung

Satz und Druck: Tümmels Buchdruckerei und Verlag GmbH, Gundelfinger Straße 20, 90451 Nürnberg

Verlag

W. Kohlhammer GmbH, Postanschrift: 70549 Stuttgart; Lieferanschrift: Heßbrühlstraße 69, 70565 Stuttgart; Telefon 07 11/78 63-0;
Telefax 07 11/78 63-84 30; E-Mail: waltraud.metzger@kohlhammer.de, Postscheckkonto Stuttgart 163 30.
Girokonto Städtische Girokasse Stuttgart 2 022 309.
ISSN 0340-3254

Bezugsbedingungen

Die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ erscheinen viermal jährlich. Bezugspreis: Jahresabonnement 52,- € inklusive Versandkosten: Einzelheft 14,- € zuzüglich Versandkosten. Für Studenten, Wehr- und Ersatzdienstleistende wird der Preis um 20 % ermäßigt. Bestellungen durch den Buchhandel oder direkt beim Verlag. Abbestellungen sind nur bis 3 Monate vor Jahresende möglich.

Zitierweise:

MittAB = „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ (ab 1970)
Mitt(IAB) = „Mitteilungen“ (1968 und 1969)
In den Jahren 1968 und 1969 erschienen die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ unter dem Titel „Mitteilungen“, herausgegeben vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit.

Internet: <http://www.iab.de>

Zur Prognosetauglichkeit ausgewählter Produktivitätsfunktionen

Weitere Ergebnisse zur Erklärung und Prognose der längerfristigen Produktivitätsentwicklung*

Leo Pusse**

Im IAB sind auf produktionstheoretischer Basis eine Reihe von Produktivitätsfunktionen für die Analyse und Prognose der längerfristigen (potentiellen) Arbeitsproduktivität entwickelt und empirisch getestet worden, mit zahlreichen positiven Ergebnissen.

Im vorliegenden Beitrag wird die Prognosetauglichkeit der bisher erfolgreichen Hypothesen anhand von ex-post-Prognosen und realisierten Werten diskutiert.

Dazu wurden die ursprünglich für den Zeitraum 1960—1974 geschätzten Funktionen für die Jahre 1960—1970 neu berechnet und mit diesen Funktionen die sektoralen Arbeitsproduktivitäten der Jahre 1971—1975 ex-post prognostiziert. Nach grundsätzlichen Ausführungen zur Prognoseproblematik und zur in diesem Beitrag gewählten Vorgehensweise werden die neu geschätzten Funktionen aufgrund des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten, des Prognose-Realisations-Punkte-Diagramms sowie der Intervallprognose-Technik analysiert. Das letztere Verfahren hat bei der Bewertung der Prognosemöglichkeiten den Ausschlag gegeben.

Nach der Verwerfung prognoseuntauglicher Hypothesen stehen nun für 29 Industriesektoren der Bundesrepublik Deutschland Arbeitsproduktivitätsfunktionen zur Verfügung, die vom statistischen, ökonomischen und prognostischen Standpunkt her für längerfristige Arbeitsmarktprognosen verwendbar erscheinen. Weitere positive Ergebnisse sind zu erwarten, wenn bisher noch nicht empirisch getestete Produktivitätsgleichungen in ihrer ökonomischen Struktur vorliegen, die der ökonomischen Realität noch näher stehen dürften, jedoch zur Schätzung ihrer Strukturparameter entweder der iterativen Kleinst-Quadrate-Methode bedürfen oder im Rahmen eines Mehrgleichungsmodells simultan zu schätzen sind.

Gliederung

1. Einleitung
2. Die Prognosetauglichkeit empirischer Produktivitätsfunktionen
 - 2.1 Das Prognoseproblem
 - 2.2 Zur Durchführung von Prognosen mit Hilfe von Regressionsbeziehungen
 - 2.3 Gründe für Prognosefehler bei Regressionsbeziehungen
 - 2.4 Ergebnisse und Beurteilungen der empirischen Prognoseanalyse
 - 2.4.1 Zur methodischen Vorgehensweise
 - 2.4.2 Zusammenfassung der empirischen Ergebnisse
3. Schlußbemerkungen

1. Einleitung

Im IAB sind auf produktionstheoretischer Basis eine Reihe von Eingleichungsmodellen für die Analyse und Prognose der längerfristigen (potentiellen) Arbeitspro-

duktivität entwickelt und empirisch getestet worden. Für die Industriezweige und -gruppen in der Bundesrepublik Deutschland konnten in zahlreichen Fällen mit Hilfe der Regressionsanalyse die produktionstheoretischen Bestimmungsgründe für Produktivitätsveränderungen nachgewiesen werden: Art der Skalenerträge, Arbeitsintensitätsveränderungen, technischer Fortschritt.¹⁾ Als erklärende Variable wurden Produktionshöhe, Arbeitseinsatz, Kapitaleinsatz, Kapitalintensität, Lohn-Preis-Verhältnis und als Maß für den technischen Fortschritt der Zeitfaktor herangezogen.^{1a)}

Nunmehr soll die Beurteilung der Prognosegüte der bisher erfolgreichen Hypothesen in Angriff genommen werden. Dabei soll nicht die Meinung vertreten werden, daß eine Hypothese (Theorie) – in den vorliegenden Fällen Regressionsbeziehungen – nur durch ihre Prognosetauglichkeit beweist, daß sie die Wirklichkeit richtig abbildet. Vielmehr werden für die gefundenen empirischen Produktivitätsbeziehungen Prognosetests unternommen, weil es zu den Aufgaben des IAB gehört, mit möglichst ökonomisch fundierten Modellen möglichst genaue und verlässliche Arbeitsmarktprognosen zu erstellen.

Für eine Reihe der bisher entwickelten Produktivitätsgleichungen konnte bislang ein Prognosetest noch nicht durchgeführt werden, nämlich für die Funktionen, deren nach der iterativen Kleinst-Quadrate-Methode zu erfolgende Strukturschätzung noch nicht abgeschlossen ist.²⁾

Zur Beurteilung der Prognosetauglichkeit wird erstens aus ex-post-Prognosen und tatsächlichen Werten jeweils der Theilsche Ungleichheitskoeffizient berechnet, werden zweitens Prognoseintervalle ermittelt, die die tatsächliche Entwicklung abdecken sollen, und wird drittens eine eher qualitative graphische Analyse vorgenommen. Vorangestellt werden Ausführungen über die Prognoseproblematik überhaupt.

* Aus dem IAB-Projekt 1—185 D.

** Dr. Leo Pusse ist Mitarbeiter im IAB. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung des Autors.

1) Zur Herleitung der ökonomischen Bestimmungsgründe der Produktivitätsentwicklung vgl. Pusse, L.: Zur Analyse und Prognose der Arbeitsproduktivität auf produktionstheoretischer Basis, in MittAB 3/75, S. 232 ff.

1a) Vgl. Lüdeke, D., Pusse, L., Potentielle Arbeitsproduktivität und potentieller Arbeitseinsatz I. Teil: Schätzgrundlagen, in: MittAB 2/77 S. 319 ff. und Pusse, L., Potentielle Arbeitsproduktivität und potentieller Arbeitseinsatz, 2. Teil: Erste empirische Untersuchungen für die Industrie der Bundesrepublik Deutschland, in MittAB 3/77 S. 426 ff.

2) Zu den Ansätzen vgl. Lüdeke, D., Pusse, L., a. a. O. S. 325 ff.

2. Die Prognosetauglichkeit empirischer Produktivitätsfunktionen

2.1 Das Prognoseproblem

Unter einer ökonomischen Prognose versteht man allgemein die Vorhersage über den Verlauf bzw. das Ergebnis eines künftigen Prozesses einer einzelnen ökonomischen Größe oder eines Systems von ökonomischen Größen. Quantitative Vorhersagen spezifizieren im Gegensatz zu qualitativen, bei denen man es z. B. bei Angaben von Richtungsänderungen beläßt, numerisch.

Die Prognose als wissenschaftliche Aussage über das Eintreffen zukünftiger wirtschaftlicher Ereignisse basiert auf einem Wahrscheinlichkeitskalkül, da regelmäßig in der empirischen Ökonomie stochastisch gestörte Analyse- und Prognosemodelle zur Verfügung stehen. Im Gegensatz zur (Ziel-)Projektion und zum Plan beschreibt die Prognose eine künftige Entwicklung, die sich aus den vorhandenen Daten (incl. Vorgaben oder Annahmen über exogene Größen) als die wahrscheinlichste abzeichnet, während (Ziel-)Projektion und Plan normativen Charakter besitzen.³⁾ Wahrscheinlichkeitstheoretisch kann man differenzieren in Punktprognose als Vorhersage mit der größten Mutmaßlichkeit (Dichte, Maximum-Likelihood) und Prognoseintervallen, in denen mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit der künftige Wert liegen wird.

Für die Durchführung quantitativer Prognosen kommen die unterschiedlichsten Verfahren in Frage, wie Konjunkturtests, Trendextrapolationen, ökonometrische Eingleichungsmodelle sowie simultane ökonometrische Mehrgleichungsmodelle. Gegenstand der folgenden Ausführungen sind ökonometrische Eingleichungsmodelle, namentlich Regressionsbeziehungen.

Die Ermittlung der Prognosegüte eines bestimmten Modells oder Verfahrens beinhaltet grundsätzlich auch bei der Anwendung ökonometrischer Methoden ein subjektives Element. Dem Prognostiker stellt sich nämlich bei der Beurteilung und Auswahl verschiedener Prognosemöglichkeiten die Frage, ob die festzustellende Prognosetauglichkeit als hinreichend einzuschätzen ist. Er wird sich nicht nur darauf verlassen, daß seine Modelle die Vergangenheit hinreichend gut beschreiben und erklären, sondern auch hinreichende Fähigkeit, treffende Prognosen für einen angemessenen zukünftigen Zeitraum zu stellen, verlangen.

Zur Beurteilung des Prognoseerfolges sind verschiedene Maßzahlen und Verfahren entwickelt worden⁴⁾, bei denen jedoch die grundsätzliche Problematik darin besteht, Grenzwerte anzugeben für die Kennzeichnung eines Prognoseerfolges bzw. -mißerfolges. Theoretisch böte hier die Einbeziehung einer (subjektiven) Verlustfunktion, welche die Folgen (Verluste) verschiedener Fehlprognosen bewertend abbildet, einen Ausweg.⁵⁾ Doch normalerweise dürfte es unmöglich sein, von realen

numerisch spezifizierten Verlustfunktionen auszugehen, so daß zu weniger anspruchsvoll begründeten Techniken gegriffen werden muß wie z. B. Ermittlung des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten, des durchschnittlichen Fehlerquadrates, des Januskoeffizienten, der durchschnittlichen absoluten Abweichung, des durchschnittlichen relativen Fehlers.

2.2 Zur Durchführung von Prognosen mit Hilfe von Regressionsbeziehungen

Der erste Schritt einer Prognose aufgrund von Regressionsgleichungen besteht in der Formulierung einer Hypothese die der (ökonomischen) Realität möglichst entsprechen soll. Die Modell-Hypothese sollte genau die relevanten Variablen enthalten, und dies in der richtigen mathematischen Verknüpfung: D. h. das Modell sollte von den ökonomischen Größen und von der Funktionsform her richtig spezifiziert sein.

Die nächste Aufgabe besteht in der Schätzung der numerischen Struktur der gewählten Hypothese. Gleichzeitig bedeutet dies einen Test für ihre Richtigkeit, genaue genommen einen Test, ob sie nach der Konfrontation mit den empirischen Daten verworfen werden muß oder (noch) nicht — bei einer gewählten Konfidenzwahrscheinlichkeit. Ein zentrales Problem der Schätzung der Parameter eines Modells stellt die Wahl der adäquaten Schätzmethode dar. Im allgemeinen wird Effizienz gefordert, also Erwartungstreue und minimale Fehlervarianz, oder wenigstens Konsistenz der Parameterschätzungen.

Das aufgrund der ökonometrischen Schätzung numerisch spezifizierte Modell kann zur Prognose herangezogen werden. Formal läßt sich das Vorgehen des prognostizierenden ökonometrikers folgendermaßen darstellen: Man

- (1) $y = f(x, b, u)$,
wobei y die endogene (erklärte) Variable,
 x den Vektor der exogenen (erklärenden) Variablen,
 b den Vektor der festen (zu schätzenden) Parameter und
 u die Störkomponente (Zufallsvariable) darstellen.

Nach der ökonometrischen Schätzung erhält man

- (2) $\hat{y} = f(x, \hat{b})$,
wobei \hat{b} den Vektor der geschätzten Regressionskoeffizienten bezeichnet.

Die Gleichung (2) wird als Prognosemodell benutzt, indem für den Zeitpunkt t nach Einsetzen des Wertes für die exogenen Variablen (x) im Zeitpunkt t der Prognosewert \hat{y}_t^P unter Berücksichtigung von \hat{b} berechnet wird. Gemäß den klassischen Voraussetzungen⁶⁾ des Regressionsmodells ist \hat{y}_t^P effizient.

Aufgrund der Stochastik des Modells (1) ist außer der Punktprognose \hat{y}_t^P eine Intervallprognose angezeigt. Die üblichen Annahmen des Regressionsmodells, namentlich die Normalverteilungshypothese bezüglich der Störvariable u und damit der zu erklärenden und zu prognostizierenden Größe y , erlauben die Konstruktion von Prognoseintervallen. Die Intervallgrenzen können mit Hilfe der Formel berechnet werden:

$$\hat{y}_t^P \pm t \hat{\sigma}_p$$

3) Vgl. Vajna, T., Prognosen für die Politik. Grenzen, Fehler, Möglichkeiten der Wirtschaftsprognosen. Köln 1977, S. 13 ff. Größte Bedeutung für die ökonomische Prognosepraxis haben sogenannte bedingte Prognosen, die häufig als Projektionen apostrophiert werden. Vgl. z. B. Klaunder, W., Kühlewind, G., Schnür, P., Thon, M., Mittel- und längerfristige Arbeitsmarktpjektionen des IAB, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 16, Nürnberg 1977.

4) Vgl. z. B. Schwarz, I., Probleme der Fehlermessung bei quantitativen ökonomischen Prognosen, in: Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft Bd. 129, 1973, S. 553 ff.

5) Vgl. Menges, G., Wie gut sind Prognosen?, in: MittAB 3/74 S. 245 ff.

6) Vgl. Gollnick, H., Einführung in die Ökonometrie, Stuttgart 1968, S. 46 ff.

In diesem Kalkül stellt \hat{y}_t^P die Punktprognose aufgrund der ermittelten Regressionsbeziehungen zwischen y und x , t den sich aus einer festzulegenden Irrtumswahrscheinlichkeit und der Zahl der Freiheitsgrade ergebenden Konfidenzfaktor aus der t -Verteilung und $\hat{\sigma}_p$ den geschätzten Standardprognosefehler dar.⁷⁾

Allerdings ist das Prognoseintervall, in dem mit einer gewählten Prognosewahrscheinlichkeit der wahre zukünftige Wert für y liegen wird, wahrscheinlichkeitstheoretisch nur für eine einzige Prognose zulässig. Wenn für mehrere Prognosen Intervalle ermittelt werden sollen, zieht man zweckmäßigerweise Toleranzintervalle heran, die formal dieselbe Gestalt besitzen wie Prognoseintervalle, jedoch eine andere Bestimmung und Interpretation des Sicherheitskoeffizienten verlangen.⁸⁾

In praxi wird oft auf einfacher zu handhabende Verfahren zur Konstruktion von Toleranzintervallen zurückgegriffen: Es wird z. B. für den Prognosezeitraum dieselbe oder eine etwas geringere Anpassungsqualität der geschätzten Gleichung wie im Schätzzeitraum zugrunde gelegt, d. h. anstelle $\hat{\sigma}_p$ wird die (um die Freiheitsgrade bereinigte) Standardabweichung der Residuen benutzt.⁹⁾

2.3 Gründe für Prognosefehler bei Regressionsbeziehungen

Grundsätzlich können ökonometrische Modelle nicht zu deterministischen, sondern zu wahrscheinlichkeitstheoretisch abgesicherten Aussagen führen, weil sie zufälligen Abweichungen unterworfen sind. Diesen Zufallsfehler kann die Ökonometrie nicht verhindern. Allerdings ist er mit Hilfe der Stochastik analysier- und prognostizierbar.

Nach den üblichen Annahmen des Regressionsmodells kann für den Prognosefehler bei den zufälligen Abweichungen mit dem Mittelwert Null und der konstanten Streuung σ^2 gerechnet werden. Auch die Schätzfunktionen für die Regressionsparameter stellen Zufallsvariable dar. Sie sind Schätzungen aufgrund einer Stichprobe für die wahren Modell-Koeffizienten und somit mit Stichprobenfehlern behaftet. Neben der Entfernung vom Schwerpunkt der Beobachtungen stellen diese beiden Komponenten des Prognosefehlers — Streuung der Störkomponente und Streuung der Schätzungen für die Regressionsparame-

ter — wesentliche Komponenten des Standardprognosefehlers dar.¹⁰⁾ Er erlaubt neben einer Punktprognose die Vorausschätzung eines Prognoseintervalls bei vorgegebener Wahrscheinlichkeit.

Weitere Prognosefehlermöglichkeiten ergeben sich aus der Spezifikation des Analyse- und Prognosemodells sowie aus Ungenauigkeiten und Irrtümern bezüglich der vorzuschätzenden exogenen Größen. Bei der Modellspezifikation können Fehler bezüglich der Variablenauswahl und der numerisch spezifizierten mathematischen Funktionsform auftreten (Strukturbruch). Im Falle eines solchen Strukturbruchs würden sich also die partiellen Erklärungsbeiträge der einzelnen Größen ändern, auf Null zurückgehen oder neue Erklärungsgrößen eine Rolle spielen, die in das ökonomische Modell aufzunehmen wären. Fehler in den exogenen Größen (d. h. in den Voraussetzungen für bedingte Prognosen, wobei eine Voraussetzung oder Bedingung auch als Instrumentvariable betrachtet und festgelegt werden kann) bedeuten zwar keine Minderung der Leistungsfähigkeit des Regressionsmodells als Prognoseinstrument, sie schlagen sich jedoch in der Prognose der endogenen Variablen nieder, und zwar gewichtet mit den entsprechenden Regressionskoeffizienten.

Die Bedeutung von Vorhersagefehlern kommt erst in einem Wertesystem zum Ausdruck. Gerade für die politische Prognostik gilt dieser Aspekt, wo z. B. Abweichungen nach oben bzw. unten unterschiedlich gewichtet werden. Hier stellt sich bei Fehlprognosen vordringlich die Frage nach den Wirkungen, die Entscheidungen aufgrund von fehlerhaften Vorhersagen nach sich ziehen. So dürfte z. B. ein Abweichen der tatsächlichen Arbeitslosenquote von der prognostizierten nach unten politisch positiver beurteilt werden als umgekehrt. Der Wissenschaftler dagegen beurteilt nach Marschak positive und negative Abweichungen gleich. Er ordnet nur dem Zusammentreffen des Prognosewertes mit der tatsächlichen Beobachtung, d. h. der richtigen Prognose, den Verlust Null zu. Alle Prognosefehler werden gleich schlecht beurteilt und erhalten ein identisches Verlustmaß ungleich Null.¹¹⁾ Allgemein bekannt ist darüber hinaus die quadratische Verlustfunktion nach Gauß.¹²⁾

2.4 Ergebnisse und Beurteilungen der empirischen Prognoseanalyse

2.4.1 Zur methodischen Vorgehensweise

Für 33 Sektoren der Industrie der Bundesrepublik Deutschland (Industriezweige bzw. -gruppen nach der DIW-Aggregation) konnten insgesamt 99 Regressionsbeziehungen zur Erklärung der Arbeitsproduktivitätsentwicklung (Stundenproduktivität) numerisch spezifiziert werden. Es handelt sich bei diesen erfolgreichen Ansätzen um Gleichungen, die entweder aus der C. D.-Produktionsfunktion als rein technische Beziehung, d. h. ohne Berücksichtigung eines speziellen optimalen Unternehmensverhaltens, oder aus der CES-Produktionsfunktion unter Einbeziehung des Gewinnmaximierungskalküls abgeleitet worden sind. Als erklärende Größen kommen — je nach Gleichung und Sektor verschieden — Produktionshöhe, Kapitalintensität, Arbeitseinsatz, Kapitaleinsatz, Lohn-Preis-Relation sowie der Zeitfaktor als Maß für den technischen Fortschritt zum Zuge. Schätzzeitraum waren die Jahre 1960-1974 (Jahreswerte).¹³⁾

Für die Analyse ihrer prognostischen Qualität wurden die erfolgreichen Ansätze noch einmal regressionsanaly-

7) Für den Standardprognosefehler $\hat{\sigma}_p$ gilt die Formel:

$$\hat{\sigma}_p = [\sigma^2 (1 + \frac{1}{T}) + V(\hat{b} | x) (x_t - \bar{x})^2]^{1/2}$$

wobei

σ^2 : Standardabweichung der Residuen

T : Zahl der Beobachtungen

\bar{x} : Mittelwert der jeweiligen exogenen Variablen während des

Stützzeitraumes

$V(\hat{b} | x)$: Varianz des Regressionsparameters

Weil σ^2 in der Regel unbekannt ist und durch die Schätzung ersetzt wird, ist die t -Statistik für die Abgrenzung des Prognoseintervalls zu benutzen. Die Formel gilt für einfache lineare Regression und ist wegen ihrer Anschaulichkeit hier aufgeführt. Mutatis mutandis gelten die aufgezeigten Abhängigkeiten und Zusammenhänge auch für multiple lineare Regression. Vgl. Schneeweiß, H., Ökonometrie, Würzburg, Wien 1971, S. 79 u. S. 124.

8) Vgl. Schneeweiß, H., a. a. O., S. 81—82 u. S. 124 sowie die dort zu diesem Problem angegebene Literatur.

9) Vgl. Lüdeke, D., Ein ökonometrisches Vierteljahresmodell für die Bundesrepublik Deutschland, Tübingen 1969, S. 134 ff.; Enke, H., Ein aggregiertes ökonometrisches Modell für den Arbeitsmarkt der Bundesrepublik Deutschland, Tübingen 1974, S. 140—141.

10) Vgl. Fußnote 7).

11) Vgl. Marschak, J., Information, Decision and the Scientist. Institut für Gesellschafts- und Wirtschaftswissenschaften; Wirtschaftstheoretische Abteilung, Universität Bonn, Nr. 49, 1973.

12) Vgl. Menges, G., a. a. O., S. 247.

13) Vgl. Pusse, L., Potentielle . . . , a. a. O., S. 426.

tisch geschätzt, diesmal auf Basis des Zeitraums 1960 - 1970. Mit Hilfe dieser Regressionsgleichungen und der tatsächlichen Werte für die herangezogenen erklärenden Variablen in den Jahren 1971 - 1975 konnten ex-post-Prognosen für die Arbeitsproduktivität für die Jahre 1971 - 1975 erstellt und den tatsächlichen Ziffern gegenübergestellt werden. Damit war die Basis geschaffen für Prognosetests aufgrund des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten, aufgrund von graphischen Darstellungen sowie Toleranzintervallen.

Die Formel für den hier verwendeten Theilschen Ungleichheitskoeffizienten T lautet:

$$T = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum (\hat{y}_t - y_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum \hat{y}_t^2} + \sqrt{\frac{1}{n} \sum y_t^2}}$$

wobei \hat{y}_t die prognostizierte (endogene) Variable darstellt zum Prognosezeitpunkt t und y_t den entsprechenden tatsächlichen Wert, während n den Stichprobenumfang des Prognosetests angibt.¹⁴⁾ T liegt zwischen 0 und 1. $T = 0$ bedeutet, daß alle vorausgesagten Werte mit den tatsächlichen übereinstimmen, bei $T = 1$ liegt eine nicht-positive Proportionalität zwischen \hat{y}_t und y_t vor.

Der Koeffizient ist nicht invariant gegenüber additiven Variationen. Ein Vergleich der Prognosegenauigkeit verschiedener Ansätze aufgrund des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten ist strenggenommen nur zulässig, wenn eine additive Variation nicht vorliegt. Intersektorale Vergleiche sind also problematisch, vor allem aber Vergleiche bei Dimensionswechsel der verwendeten Variablen (z. B. y in % bzw. in absoluten Werten).¹⁵⁾

Zur graphischen Analyse werden (y, \hat{y}) - Wertepaare (y = tatsächlicher Wert, \hat{y} = ex-post-Prognose) in ein Koordinatensystem eingetragen, wobei die y -Werte in Richtung der Abszisse und die \hat{y} -Werte in Richtung der Ordinate abgetragen werden (Prognose-Realisations-Punkte-Diagramm). Die Linie der perfekten Prognose stellt die 45-Grad-Ursprungsgerade dar.

Falls die Tendenz der (y, \hat{y}) -Wertepaare signifikant von der 45-Grad-Ursprungslinie abweicht, liegt ein systematischer Prognosefehler vor.¹⁶⁾ Bei tendenziell systematisch-fehlerfreien Prognosen zeigt die Streuung der Fehler um die Linie der perfekten Prognose das Ausmaß der stochastischen Komponente des Prognosefehlers an.

Schließlich wird zur Beurteilung der Prognosegüte das Konzept eines statistischen Tests angewandt. Unter den üblichen Voraussetzungen der Regressionstheorie existiert

ein exakter Prognosetest. Einmal um sich der Beweislast für das Vorliegen der erforderlichen Voraussetzungen zu begeben, zum anderen aus rechnerischen Vereinfachungsgründen wird hier zur Einschätzung der Qualität der erstellten Prognosen nach einem festgelegten Verfahren auf das Konzept des Toleranzintervalls abgestellt.¹⁷⁾ Dieser Methode soll außerdem hier bei der Beurteilung, ob hinreichende Prognosegüte vorliegt oder nicht, der Vorzug gegeben werden. Wenn alle Prognosewerte innerhalb der Toleranzintervalle liegen - bei einer gewählten Irrtumswahrscheinlichkeit -, wird hinreichende prognostische Qualität des Ansatzes vermutet. Darüber hinaus ist ein Bezug zum Theilschen Ungleichheitskoeffizienten und zur graphischen Methode (Prognose-Realisations-Punkte-Diagramm) möglich (vgl. Tabelle). Allerdings hängt jeder prognostische Erfolg grundsätzlich von der Voraussetzung ab, daß das zur Vorausschätzung zugrunde gelegte Modell in seiner Struktur erhalten bleibt.

2.4.2 Zusammenfassung der empirischen Ergebnisse

Über die prognostische Qualität der bisher erfolgreichen Produktivitätsfunktionen kann folgendes festgestellt werden:

Lediglich bei 6 von 33 Industriezweigen bzw. -gruppen deuten die Prognosetests bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit auf nicht hinreichende Prognosegüte hin, bei 1 % Irrtumswahrscheinlichkeit sind es sogar nur 4 Sektoren. Es handelt sich dabei um die Sektoren: Eisenerzbergbau, Feinkeramische Industrie, Druckerei und Vervielfältigungsindustrie, Lederverarbeitende Industrie, welche bei 1 % Irrtumswahrscheinlichkeit keine erfolgreichen Ansätze aufzeigen können, während bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit zusätzlich die Sektoren Maschinenbau sowie Brauerei und Mälzerei herausfallen.¹⁸⁾ Vorhersagemißerfolg lag bei 1 % Irrtumswahrscheinlichkeit in den meisten Fällen nur für ein einziges Jahr vor, dies allerdings meistens für das Rezessionsjahr 1975. Ob die Daten dieses Jahres signifikant veränderten Modellkoeffizienten (Strukturbruch) zuzuordnen sind oder ob die Abweichungen bzgl. 1975 (noch) als zufällige Störung in den angenommenen Regressionsbeziehungen angesehen werden können, wurde nicht überprüft.^{18a)} Als Basis für ex-ante-Prognosen wird jedenfalls die empirische Struktur aufgrund des größeren Zeitraumes 1960 - 1974 herangezogen werden.

In der Tabelle sind für die Industriezweige und -Zusammenfassungen Produktionsfunktionen mit hinreichender Prognosegüte aufgeführt. Zur Charakterisierung werden die empirischen Strukturen aufgrund der Jahreswerte 1960-1974 und 1960 - 1970 einschließlich ihrer statistischen Prüfmaße die Nummer des Ansatzes, bezogen auf die Veröffentlichung in Heft 3/77 der „Mitteilungen“, die Dimension der verwendeten Variablen, der Theilsche Ungleichheitskoeffizient bezüglich der Struktur aufgrund der Jahreswerte 1960-1970, der Prognose-Bias, d.h. die Tendenz zur Über- bzw. Unterschätzung, sowie das Vorliegen von hinreichender Prognosegüte bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit angegeben. Die Tendenz zur Über- bzw. Unterschätzung wurde aus der graphischen Darstellung abgeleitet, d. h. daraus abgeleitet, ob alle (ex-post-)Prognosewerte zwar noch innerhalb des Toleranzbereiches, doch stets oberhalb oder unterhalb der perfekten Prognoselinie liegen. Bekanntlich kann diese systematische Verzerrung zur Berücksichtigung der Prognose herangezogen werden, z. B. indem diese Verzerrung mit

14) Vgl. Theil, H., *Economic Forecasts and Policy*. 2. Auflage, Amsterdam 1961, S. 31 ff., vgl. auch Theil, H., *Applied Economic Forecasting*, Amsterdam 1966, S. 26 ff. Dort wird ein modifizierter Koeffizient vorgestellt, der im Nenner nur noch die Quadratsumme der realisierten Werte berücksichtigt.

15) Vgl. Theil, H., *Economic ...*, a. a. O., S. 34; Der Koeffizient ist nach Theil in drei Bestandteile zerlegbar; Zur Problematik dieses Vorgehens und der damit verbundenen Einschränkung für die Beurteilung von Prognosen vgl. Schwarz, I., a. a. O., S. 554-555.

16) Die Systematik der Fehlerhaftigkeit kann möglicherweise zur Verbesserung der Prognose herangezogen werden.

17) Vgl. vorne S. 57 f.

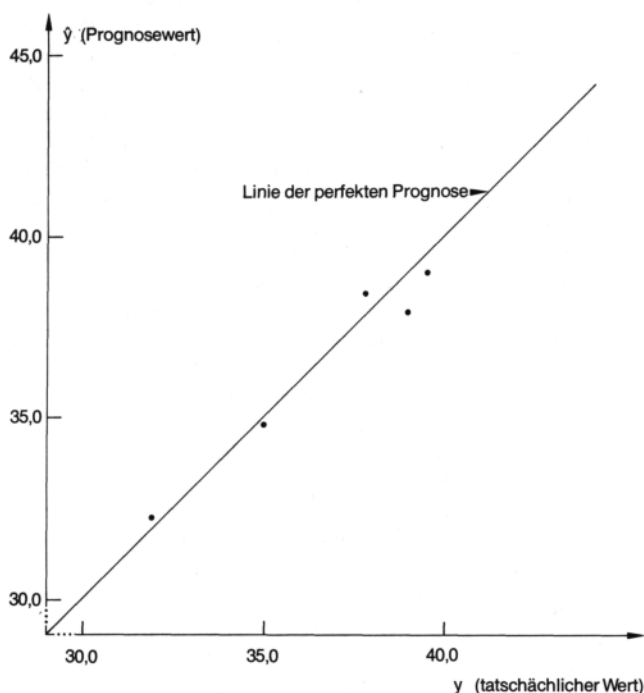
18) Der Toleranzbereich wird bei einer größeren Irrtumswahrscheinlichkeit entsprechend dem t-Wert der t-Statistik kleiner. Damit wird jedoch die Irrtumsmöglichkeit größer, die an sich richtige Hypothese als falsch zu verwerfen.

18a) Möglicherweise wurde bislang die konjunkturelle Komponente noch nicht hinreichend berücksichtigt. Zur Überwindung dieser Unzulänglichkeit sollte die Entwicklung eines auch nachfrageorientierten Mehrgleichungssystems ins Auge gefaßt werden.

Chemische Industrie				
A n s a t z	Punkt- prognose	untere*) Grenze	tats. Wert	obere*) Grenze
(D.3) $y^* =$ $-4,80 + 0,59x_1 + 0,51x_{21}$ (6,75) (3,18) $T = 0,009$ $R = 0,99$ $N = 2,03$ $S\hat{u} = 0,013$				
1971	32,15	31,19	31,78	33,12
1972	34,72	33,69	34,92	35,77
1973	37,75	36,63	38,85	38,89
1974	38,86	37,71	39,40	40,04
1975	38,33	37,19	37,73	39,49

*) untere und obere Grenze bei 5% Irrtumswahrscheinlichkeit; zur Bedeutung der Variablen und Abkürzungen der statistischen Prüfmaße vgl. Tabelle

CHEMIE: Prognose-Realisations-Punkte-Diagramm der Produktivität (bzgl. Ansatz D. 3)



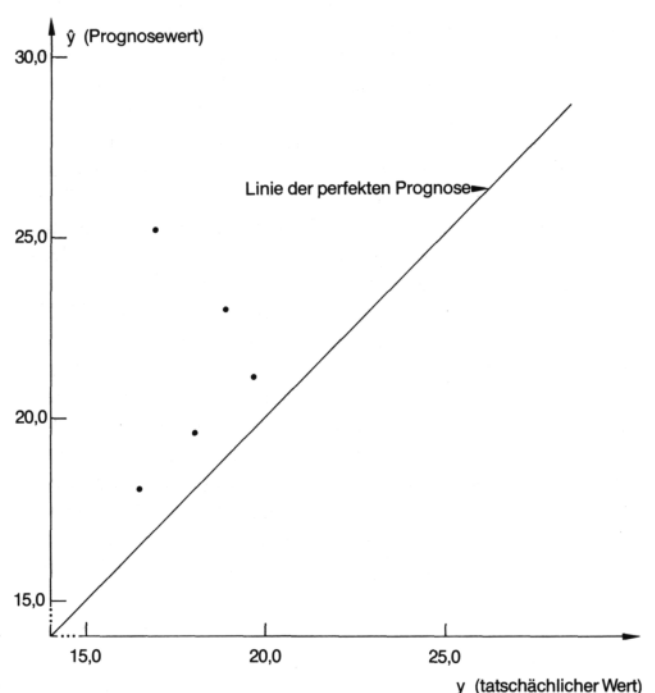
Hilfe einer Regression von \hat{y} auf y numerisch spezifiziert wird und bei einer Quantifizierung der Prognose berücksichtigt wird.

Die empirische Struktur aufgrund der Jahre 1960 bis 1970, die zu ex-post-Prognosen herangezogen wurde, weist in einigen Fällen – vom exakten statistischen Test her gesehen – ungesicherte Koeffizienten auf, bisweilen weichen die Schätzungen beider Stützzeiträume etwas mehr voneinander ab, als man intuitiv zunächst tolerieren möchte (z. B. Industrie der Steine und Erden: (D. 29), (D. 14), (D. 16); gummi- und asbestverarbeitende Industrie: (D. 13); Straßenfahrzeugbau: (D. 24), (D. 27); ESBM-Industrie: (D. 3); holzverarbeitende Industrie:

Eisenerzbergbau				
A n s a t z	Punkt- prognose	untere*) Grenze	tats. Wert	obere*) Grenze
(D.5) $y^* =$ $1,15 - 1,10x_1 + 1,06x_{51}$ (-13,44) (4,23) $T = 0,107$ $R = 0,99$ $N = 1,80$ $S\hat{u} = 0,0324$				
1971	18,00	16,71	16,54	19,40
1972	19,48	18,08	17,92	20,99
1973	21,08	19,56	19,59	22,71
1974	22,91	21,26	18,91	24,68
1975	25,06	23,26	16,87	27,00

*) untere und obere Grenze bei 5% Irrtumswahrscheinlichkeit; zur Bedeutung der Variablen und Abkürzungen der statistischen Prüfmaße vgl. Tabelle

EISENERZBERGBAU: Prognose-Realisations-Punkte-Diagramm der Produktivität (bzgl. Ansatz D. 5)



(D. 15); Musikinstrumenten-, Spiel-, Schmuckwaren- und Sportgeräte-Industrie: (D. 7), (D. 23); Lederindustrie: (D. 32), (D. 21), (D. 27), (D. 28).

Allerdings sollte man dieses vermeintliche Manko vor dem Hintergrund sehen, daß nur ein statistischer Test Aufschluß darüber geben kann, ob signifikante Parameteränderungen vorliegen oder nicht, daß aber die Voraussetzung für einen exakten statistischen Test wegen Abhängigkeit der Beobachtungssätze nicht vorliegen.

Bei der Beurteilung der empirischen Ergebnisse, vor allem bei der Einschätzung etwaiger Mißerfolge, ist zu berücksichtigen, daß zur Berechnung der ex-post-Prognosen vom ursprünglichen Stützzeitraum 1960 – 1974 vier

Jahre abgeschnitten und mit nur 11 Jahreswerten neue Strukturkoeffizienten geschätzt wurden, während der Prognosetest die fünf anschließenden Jahre umfaßte.

Für die Sektoren Eisenerzbergbau (negatives Beispiel, das in der Tabelle nicht erscheint) und chemische Industrie (positives Beispiel) seien paradigmatisch die (neue) Struktur aufgrund des kürzeren Stützzeitraumes 1960 — 1970 und über die Informationen der Tabelle hinaus die jährlichen Punktprognosen (1971 -1975) mit den unteren und oberen Grenzen und den tatsächlichen Werten sowie alle Wertepaare im (y, y) -Koordinatensystem (mit der Linie der perfekten Prognose) wiedergegeben.

Gemessen daran, wie oft der einzelne Ansatz einem ex-post-Prognosetest unterworfen wurde und wie oft er dann erfolgreich war, bewährte sich der Ansatz (D.23) am besten. In insgesamt 8 Fällen wurde er einem Prognosetest unterzogen und kein einziges Mal verlief der Test negativ. Als erklärende Variable fungieren Produktionshöhe und Kapitalintensität, allerdings ohne Berücksichtigung der Auslastung, und die Dimension der Variablen sind Wachstumskoeffizienten.¹⁹⁾ Es handelt sich um eine technische Produktivitätsbeziehung, also um eine Produktivitätsgleichung, die kein spezielles optimales Unternehmerverhalten voraussetzt. Dieses Ergebnis ist insofern interessant, als es das in der praktischen Ökonomie übliche Arbeiten mit Wachstumsraten ermöglicht, andererseits aber für nicht-infinitesimale Schritte abgeleitet worden ist und somit die Unschärfe bei der Schätzung seiner Struktur mittels auf Differenzen beruhender Wachstumsraten vermeidet. Seine Argumentvariablen sind außerdem praxisrelevant, weil üblicherweise bei Arbeitsmarktpagnosen von einem bestimmten Produktionswachstum ausgegangen wird und andererseits die Kapitalintensität eine wenig streuende ökonomische Größe darstellt, für die daher zu Prognosezwecken auch einfache Verfahren in Frage kommen.²⁰⁾ Vorgegebenes Produktionswachstum und zukünftiger Wert der Kapitalintensitätsentwicklung ergeben dann lt. Funktion (D.23) das Wachstum der Produktivität (strenggenommen den Wachstumskoeffizienten). Es ist zu prüfen, ob dieser Funktionstyp wegen seiner Praxisrelevanz nicht generell als längerfristige Prognosefunktion eingesetzt werden sollte. Falls seine Strukturkoeffizienten nicht vorliegen, könnte zu ihrer numerischen Festlegung die bisher analyse- und prognosetauglichen empirischen Produktivitätsfunktionen herangezogen werden. Aus den Schätzungen ihrer Parameter lassen sich ja die Parameter der

zugrunde liegenden Produktionsfunktion ableiten, die dann in die oben erwähnte praxisrelevante Prognosefunktion für die Produktivität eingesetzt werden könnten.

3. Schlußbemerkungen

Nachdem aufgrund der volkswirtschaftlichen Theorie die verschiedensten Ansätze zur Erklärung und Prognose der längerfristigen (potentiellen) Arbeitsproduktivität entwickelt und für die Industriesektoren und -gruppen der Bundesrepublik Deutschland empirisch getestet werden konnten, wobei die ökonomischen Bestimmungsgründe analysiert werden konnten, stand diesmal die Prognose-tauglichkeit der bisher erfolgreichen Produktivitätsmodelle (Eingleichungsmodelle) zur Debatte.

Nach einer kurzen Darstellung der Vorgehensweise des ökonometrikers als Prognostiker wurden die Methoden und Verfahren erörtert: Ermittlung des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten aufgrund einer Gegenüberstellung von tatsächlichen Werten und ex-post-Prognosen, die mit Hilfe einer Regressionsbeziehung ermittelt worden waren, deren Struktur auf einem kürzeren Stützzeitraum basierte, Darstellung des Prognose-Realisations-Punkte-Diagramms mit der Linie der perfekten Vorhersage sowie die Bildung von Toleranzintervallen und Überprüfung, ob die tatsächlichen Werte innerhalb dieser Toleranzintervalle liegen. Nunmehr stehen für 29 Industriesektoren der Bundesrepublik 65 Produktivitätsfunktionen zur Verfügung, die sowohl vom ökonometrisch-statistischen Standpunkt als auch vom Wirtschafts-theoretischen Standpunkt als auch vom Standpunkt des Prognostikers hinreichende Tauglichkeit besitzen dürften. Weitere positive Ergebnisse sind zu erwarten, wenn die bisher noch nicht empirisch getesteten Produktivitäts-gleichungen in ihrer ökonomischen Struktur vorliegen. Diese Funktionen dürften der ökonomischen Realität noch näher stehen als die bisher getesteten, da sie zum einen die Gewinnmaximierungshypothese aufgeben und zum Teil lediglich auf der Kostenminimierungshypothese bei gegebener Produktionshöhe basieren, zum anderen auf die weniger restriktive CES-Produktionsfunktion zurückzuführen sind. Allerdings bedürfen diese Funktionen zur Schätzung ihrer Strukturparameter der iterativen Kleinst-Quadrat-Methode.²¹⁾ Die Vorteile dieses ökonomisch-fundierten Prognoseinstrumentariums dürften aber erst dann voll zur Geltung kommen, wenn die bisher im Interesse stehende Produktivitätsbeziehung eingebettet ist in ein vollständiges, geschlossenes langfristiges sektorales Gesamtmodell, das sowohl für Prognose- als auch für Simulationszwecke herangezogen werden könnte.

19) Zur Ableitung der Wachstumskoeffizienten-Ansätze vgl. Lüdeke, D., Pusse, Z., a. a. O.

20) Vgl. z. B. Lüdeke, D., Pusse, L., a. a. O., S. 324 f.

21) Vgl. Fußnote 2 und die in dieser Publikation angegebene Literatur.

Tabelle 1
Prognosetaugliche ^{0*)} Arbeitsproduktivitätsfunktionen für Industriesektoren der Bundesrepublik Deutschland

Sektor	Struktur 1960-1974 ^{1*)}		Struktur 1960 - 1970 ^{1*)}		Ansatz Nr. ^{2*)}	Dimension der Variablen ^{2*)}	Teil'scher Ungleichheitskoeffizient (T) ^{3*)}	Prognose-Bias ^{4*)}	5% Irrtumswahrscheinlichkeit ^{5*)}
Sonstiger Bergbau	$y = 0,02 + 0,878 x_1 + 0,551 x_{21}$ (16,93) (5,91)	R = 0,981 S _ŭ = 0,010 N = 1,98	$y = 0,02 + 0,92 x_1 + 0,57 x_{21}$ (11,53) (4,92)	R = 0,98 S _ŭ = 0,01 N = 2,24	(D. 23)	WK	0,006		
Verarbeitende Industrie insgesamt	$y = 0,003 + 0,478 x_1 + 0,398 x_{21}$ (3,05) (2,37)	R = 0,683 S _ŭ = 0,012 N = 1,62	$y = -0,01 + 0,56 x_1 + 0,48 x_{21}$ (2,85) (2,42)	R = 0,73 S _ŭ = 0,012 N = 1,59	(D. 23)	WK	0,008	-	
Industrie der Steine und Erden	$y = -4,51 + 0,251 x_1 + 0,653 x_{32}$ (3,17) (14,17)	R = 0,998 S _ŭ = 0,02 N = 1,60	$y = -1,23 + 0,08 x_1 + 0,75 x_{32}$ (0,57) (9,48)	R = 0,99 S _ŭ = 0,02 N = 1,99	(D. 29)	ln	0,014		
	$y = -4,89 + 0,034 t + 0,236 x_1 + 0,146 x_{22}$ (7,21) (4,20) (2,37)	R = 0,999 S _ŭ = 0,01 N = 1,58	$y = 0,25 + 0,04 t + 0,22 x_1 + 0,07 x_{22}$ (3,14) (2,80) (0,50)	R = 0,99 S _ŭ = 0,01 N = 1,49	(D. 14)	ln	0,008		
	$y = -5,44 + 0,043 t + 0,237 x_{41} + 0,199 x_{22}$ (6,74) (2,62) (2,67)	R = 0,998 S _ŭ = 0,02 N = 1,60	$y = -0,54 + 0,05 t + 0,20 x_{41} + 0,11 x_{22}$ (2,98) (0,12) (0,18)	R = 0,99 S _ŭ = 0,015 N = 1,62	(D. 16)	ln	0,009		
Ziehereien und Kaltwalzwerke	$y = -7,50 + 0,740 x_1 + 0,483 x_{21}$ (20,20) (13,29)	R = 0,998 S _ŭ = 0,02 N = 1,72	$y = -4,64 + 0,76 x_1 + 0,48 x_{21}$ (18,91) (12,02)	R = 0,99 S _ŭ = 0,017 N = 2,24	(D. 3)	ln	0,013		X
	$y = -20,79 + 2,104 x_{41} + 1,660 x_{21}$ (4,82) (12,27)	R = 0,979 S _ŭ = 0,06 N = 1,75	$y = -31,14 + 2,38 x_{41} + 1,73 x_{21}$ (4,32) (8,56)	R = 0,96 S _ŭ = 0,062 N = 2,11	(D. 7)	ln	0,033		

0*) Nach dem Intervallkonzept bei 1% Irrtumswahrscheinlichkeit

1*) Schätzmethode: Kleinst-Quadrate-Methode

Bedeutung der Variablen: y = Stundenproduktivität/effektives Nettoproduktionsvolumen zu Preisen von 1970 je Beschäftigtenstunde; x₁ = Produktion (effektives Nettoproduktionsvolumen zu Preisen von 1970); x₂₁ = Kapitalintensität (Bruttoanlagevermögen je Beschäftigtenstunde); x₂₂ = Kapitalintensität/ausgelastetes Bruttoanlagevermögen je Beschäftigtenstunde; x₄₁ = Arbeitseinsatz (Beschäftigtenstunden); x₅₁ = Kapitaleinsatz (ausgelastetes Brutto-Anlagevermögen); x₃₂ = Lohn-Preis-Relation (Verhältnis von Lohn- und Gehaltssumme je Beschäftigtenstunde zu Erzeugerpreis - als Index 1970 = 100); t = Zeit.
Die eingeklammerten Werte unter den Regressionsparametern stellen Werte der t-Statistik dar; R = multipler Korrelationskoeffizient, S_ŭ = Standardabweichung der Residuen, N = von Neumann-Autokorrelationskoeffizient.
Statistische Quellen: Kregel, R.u.a.: Produktionsvolumen und -potential, Produktionsfaktoren der Industrie im Gebiet der Bundesrepublik Deutschland einschließlich Saarland und Berlin (West), Statistische Kennziffern, Berlin; Statistisches Bundesamt: Fachserie M, Reihe 3; Ifo-Konjunkturtest, Sonderfragen, -ergebnisse, München.

2*) Bezug: Heft 3/77 der MittAB S.426 ff; WK = Wachstumskoeffizienten, ln = Logarithmen, % = Wachstumsraten.

3*) Errechnet aufgrund der Struktur 1960-1970, den Prognosewerten und tatsächlichen Werten für die Jahre 1971-1975.

4*) + : alle Prognosewerte liegen oberhalb der 45°-Linie im Prognose-Realisations-Punkte-Diagramm.

- : alle Prognosewerte liegen unterhalb der 45°-Linie, 0 : weder + noch - liegt vor.

5*) X : bei 5% Irrtumswahrscheinlichkeit liegt keine Prognosetauglichkeit vor.

Tabelle 1
Prognosetaugliche 0*) Arbeitsproduktivitätsfunktionen für Industriesektoren der Bundesrepublik Deutschland

Sektor	Struktur 1960-1974 1*)	Struktur 1960-1970 1*)	Ansatz Nr. 2*)	Dimension der Variablen 2*)	Teilweiser Ungleichheitskoeffizient (1) 3*)	Prognose-Bias 4*)	5% Irrtumswahrscheinlichkeit 5*)
NE Metallindustrie	$y = -46,31 - 13,208 x_1 + 13,593 x_{51}$ (- 4,75) (5,09)	$y = -9,43 - 13,16 x_1 + 13,54 x_{51}$ (- 3,88) (4,14)	R = 0,993 S ₀ = 0,02 N = 1,62	(D. 5)	ln	0,015	+
			R = 0,98 S ₀ = 0,027 N = 1,71				
	$y = -11,35 + 0,987 x_{41} + 0,791 x_{21}$ (3,55) (16,25)	$y = -13,48 + 1,06 x_{41} + 0,89 x_{21}$ (3,34) (9,35)	R = 0,978 S ₀ = 0,04 N = 1,50	(D. 7)	ln	0,108	+
			R = 0,96 S ₀ = 0,045 N = 2,01				
Chemische Industrie	$y = -6,97 + 0,578 x_1 + 0,548 x_{21}$ (7,75) (4,37)	$y = -4,80 + 0,59 x_1 + 0,51 x_{21}$ (6,45) (3,18)	R = 0,999 S ₀ = 0,01 N = 1,71	(D. 3)	ln	0,009	
			R = 0,99 S ₀ = 0,013 N = 2,03				
Gummi- und Asbest- verarbeitende Industrie	$y = -2,37 - 0,675 x_{41} + 0,678 x_{51}$ (- 21,21) (96,68)	$y = 5,07 - 0,65 x_{41} + 0,67 x_{51}$ (- 13,62) (48,77)	R = 0,999 S ₀ = 0,01 N = 1,88	(D. 9)	ln	0,004	
			R = 0,99 S ₀ = 0,01 N = 2,24				
	$y = -3,80 + 0,153 x_1 + 0,547 x_{22}$ (2,10) (9,30)	$y = -2,51 + 0,57 x_1 + 0,19 x_{22}$ (7,55) (2,60)	R = 0,995 S ₀ = 0,02 N = 1,83	(D. 13)	ln	0,041	- X
			R = 0,97 S ₀ = 0,04 N = 2,63				
Sägewerk und holzverarbeitende Industrie	$y = -1,95 - 0,743 x_{41} + 0,704 x_{51}$ (- 17,12) (32,82)	$y = 5,84 - 0,74 x_{41} + 0,71 x_{51}$ (- 12,49) (19,20)	R = 0,999 S ₀ = 0,01 N = 1,53	(D. 9)	ln	0,237	+
			R = 0,99 S ₀ = 0,010 N = 1,50				
	$y = 0,01 - 0,727 x_{41} + 0,567 x_{51}$ (- 3,20) (2,73)	$y = 0,01 - 0,68 x_{41} + 0,51 x_{51}$ (- 2,50) (1,88)	R = 0,707 S ₀ = 0,026 N = 2,66	(D. 25)	WK	0,012	
			R = 0,70 S ₀ = 0,031 N = 2,53				
Investitionsgüter- industrie insgesamt	$y = -4,92 + 0,223 x_1 + 0,449 x_{32}$ (3,73) (11,12)	$y = -1,81 + 0,33 x_1 + 0,43 x_{32}$ (4,08) (11,47)	R = 0,998 S ₀ = 0,01 N = 1,85	(D. 29)	ln	0,018	- X
			R = 0,99 S ₀ = 0,010 N = 2,84				
	$y = -0,002 + 0,466 x_1 + 0,354 x_{21}$ (3,44) (2,33)	$y = -0,01 + 0,48 x_1 + 0,35 x_{21}$ (2,77) (1,97)	R = 0,744 S ₀ = 0,014 N = 2,06	(D. 23)	WK	0,010	-
			R = 0,75 S ₀ = 0,014 N = 2,53				

Tabelle 1
Prognosetaugliche 0*) Arbeitsproduktivitätsfunktionen für Industriesektoren der Bundesrepublik Deutschland

Sektor	Struktur 1960-1974 1*)		Struktur 1960 - 1970 1*)		Ansatz Nr. 2*)	Dimension der Variablen 2*)	Teilweiser Ungleichheitskoeffizient (1) 3*)	Prognose-Bias 4*)	5% Irrtumswahrscheinlichkeit 5*)
Stahl- und Leichtmetallbau	$y = -5,73 + 0,483 x_1 + 0,332 x_{21}$ (5,23) (10,03)	R = 0,986 S _ŷ = 0,02 N = 2,48	$y = -2,31 + 0,48 x_1 + 0,34 x_{21}$ (3,46) (8,08)	R = 0,97 S _ŷ = 0,03 N = 2,56	(D. 3)	ln	0,008		
	$y = -1,20 - 0,489 x_{41} + 0,438 x_{51}$ (-4,30) (14,14)	R = 0,985 S _ŷ = 0,03 N = 2,24	$y = -5,20 - 0,49 x_{41} + 0,46 x_{51}$ (-3,48) (7,48)	R = 0,97 S _ŷ = 0,03 N = 2,22	(D. 9)	ln	0,009	+	
	$y = -6,20 + 0,392 x_1 + 0,365 x_{32}$ (2,85) (7,09)	R = 0,975 S _ŷ = 0,03 N = 2,33	$y = -2,80 + 0,43 x_1 + 0,38 x_{32}$ (2,26) (5,83)	R = 0,95 S _ŷ = 0,04 N = 2,44	(D. 29)	ln	0,016		
Maschinenbau	$y = -5,09 + 0,353 x_1 + 0,317 x_{21}$ (9,97) (13,92)	R = 0,998 S _ŷ = 0,01 N = 2,03	$y = -1,92 + 0,37 x_1 + 0,29 x_{21}$ (11,98) (14,39)	R = 0,99 S _ŷ = 0,01 N = 3,18	(D. 3)	ln	0,013	-	X
	$y = -2,14 - 0,561 x_{41} + 0,560 x_{51}$ (-13,41) (75,54)	R = 0,999 S _ŷ = 0,01 N = 1,82	$y = 4,53 - 0,52 x_{41} + 0,55 x_{51}$ (-11,43) (50,02)	R = 0,99 S _ŷ = 0,01 N = 2,31	(D. 9)	ln	0,007	-	X
	$y = -3,50 - 0,464 x_{41} + 0,559 x_{51}$ (-4,90) (36,68)	R = 0,996 S _ŷ = 0,01 N = 2,55	$y = 2,44 - 0,35 x_{41} + 0,52 x_{51}$ (-3,20) (19,42)	R = 0,99 S _ŷ = 0,014 N = 2,64	(D. 11)	ln	0,014	-	X
Straßenfahrzeugbau	$y = -3,02 - 0,576 x_{41} + 0,627 x_{51}$ (-7,34) (24,21)	R = 0,997 S _ŷ = 0,01 N = 1,68	$y = 3,75 - 0,50 x_{41} + 0,59 x_{51}$ (-3,93) (12,15)	R = 0,99 S _ŷ = 0,01 N = 1,83	(D. 9)	ln	0,011	-	X
	$y = -1,60 + 0,460 x_{32}$ (15,51)	R = 0,974 S _ŷ = 0,04 N = 1,55	$y = 1,08 + 0,41 x_{32}$ (10,06)	R = 0,95 S _ŷ = 0,04	(D. 31)	ln	0,035	-	X
	$y = 0,002 + 0,290 x_1 + 0,333 x_{22}$ (3,98) (2,17)	R = 0,863 S _ŷ = 2,54 N = 1,86	$y = -2,02 + 0,39 x_1 + 0,42 x_{22}$ (5,26) (2,21)	R = 0,90 S _ŷ = 2,27 N = 2,37	(D. 19)	%	0,319	-	X

Tabelle 1
Prognosetaugliche 0*) Arbeitsproduktivitätsfunktionen für Industriesektoren der Bundesrepublik Deutschland

Sektor	Struktur 1960-1974 1*)	Struktur 1960 - 1970 1*)	Ansatz Nr. 2*)	Teilweiser Ungleichheits- koeffizient (1) 3*)	Prognose- Bias 4*)	5% Irrtumswahrscheinlichkeit 5*)
Straßenfahrzeugbau	$y = 0,002 + 0,284 x_1 + 0,325 x_{22}$ (3,83) (2,05)	$y = -0,04 + 0,39 x_1 + 0,66 x_{22}$ (2,57) (1,59)	R = 0,861 S _ü = 0,025 N = 1,86	R = 0,73 S _ü = 0,05 N = 2,27	WK	0,026
Schiffbau	$y = 0,002 + 0,249 x_{41} + 0,502 x_{22}$ (1,93) (2,60)	$y = -0,03 + 0,41 x_{41} + 0,78 x_{22}$ (1,42) (1,44)	R = 0,740 S _ü = 0,033 N = 1,90	R = 0,55 S _ü = 0,056 N = 2,32	WK	0,026
	$y = -7,01 + 0,749 x_1 + 0,662 x_{21}$ (50,58) (65,68)	$y = -5,23 + 0,75 x_1 + 0,66 x_{21}$ (42,25) (57,70)	R = 0,999 S _ü = 0,00 N = 1,77	R = 0,99 S _ü = 0,005 N = 2,05	ln	0,003
	$y = -26,32 + 2,825 x_{41} + 2,553 x_{21}$ (12,48) (21,33)	$y = -39,16 + 2,81 x_{41} + 2,54 x_{21}$ (10,17) (16,15)	R = 0,998 S _ü = 0,02 N = 1,63	R = 0,99 S _ü = 0,020 N = 1,87	ln	0,009
Elektrotechnische Industrie	$y = -25,85 - 8,99 x_1 + 9,213 x_{51}$ (-5,98) (6,57)	$y = -0,21 - 8,16 x_1 + 8,45 x_{51}$ (-6,10) (6,73)	R = 0,998 S _ü = 0,02 N = 2,51	R = 0,99 S _ü = 0,020 N = 2,12	ln	0,013
Feinmechanische und optische Industrie	$y = -10,14 - 0,086 t + 0,858 x_1 + 1,498 x_{32}$ (-3,06) (9,18) (3,41)	$y = -10,89 - 0,10 t + 0,72 x_1 + 1,88 x_{32}$ (-3,23) (4,15) (3,53)	R = 0,995 S _ü = 0,03 N = 1,70	R = 0,99 S _ü = 0,032 N = 1,93	ln	0,025 +
ESBM-Industrie (Eisen-, Blech- und Metallwaren-Industrie einschl. Stahlverformung)	$y = -7,75 + 0,584 x_1 + 0,267 x_{21}$ (11,83) (10,42)	$y = 1,41 + 0,01 x_1 + 0,46 x_{21}$ (0,99) (7,06)	R = 0,997 S _ü = 0,02 N = 1,67	R = 0,94 S _ü = 0,06 N = 1,20	ln	0,032
	$y = -1,79 + 0,624 x_{32}$ (21,77)	$y = 0,04 + 0,60 x_{32}$ (12,74)	R = 0,987 S _ü = 0,03 N = 1,53	R = 0,97 S _ü = 0,04	ln	0,02

Tabelle 1
Prognosetaugliche 0*) Arbeitsproduktivitätsfunktionen für Industriesektoren der Bundesrepublik Deutschland

Sektor	Struktur 1960-1974 1*)		Struktur 1960 - 1970 1*)		Ansatz Nr. 2*)	Dimension der Variablen 2*)	Teil'scher Ungleichheitskoeffizient (1, 3*)	Prognose-Bias 4*)	5% Irrtumswahrscheinlichkeit 5*)
Feinkeramische Industrie	$y = -7,00 + 0,487 x_1 + 0,545 x_{22}$ (5,60) (18,14)	R = 0,998 S _û = 0,01 N = 1,67	$y = -2,66 + 0,51 x_1 + 0,52 x_{22}$ (8,32) (23,09)	R = 0,99 S _û = 0,01 N = 1,23	(D. 13)	ln	0,025		X
Glasindustrie	$y = -1,67 + 0,956 x_{32}$ (46,68)	R = 0,997 S _û = 0,02 N = 1,98	$y = -1,51 + 0,96 x_{32}$ (27,63)	R = 0,99 S _û = 0,03	(D. 31)	ln	0,007		
Holzverarbeitende Industrie	$y = -6,24 + 0,546 x_1 + 0,396 x_{21}$ (18,64) (16,20)	R = 0,999 S _û = 0,01 N = 1,77	$y = -3,46 + 0,59 x_1 + 0,38 x_{21}$ (11,45) (11,92)	R = 0,99 S _û = 0,01 N = 2,26	(D. 3)	ln	0,009	+	
	$y = -12,41 + 1,098 x_{41} + 0,868 x_{21}$ (8,11) (43,09)	R = 0,997 S _û = 0,02 N = 1,92	$y = -14,70 + 1,16 x_{41} + 0,89 x_{21}$ (4,32) (18,64)	R = 0,99 S _û = 0,02 N = 2,45	(D. 7)	ln	0,013		
	$y = -1,79 + 0,876 x_{32}$ (45,54)	R = 0,997 S _û = 0,02 N = 2,13	$y = -1,27 + 0,89 x_{32}$ (28,67)	R = 0,99 S _û = 0,02	(D. 31)	ln	0,01		
	$y = -6,80 + 0,437 x_1 + 0,470 x_{22}$ (8,48) (11,20)	R = 0,999 S _û = 0,01 N = 2,16	$y = -1,80 + 0,37 x_1 + 0,50 x_{22}$ (3,20) (6,95)	R = 0,99 S _û = 0,02 N = 2,25	(D. 13)	ln	0,015	-	X
	$y = -9,97 + 0,613 x_{41} + 0,829 x_{22}$ (4,16) (38,70)	R = 0,996 S _û = 0,03 N = 2,13	$y = -2,40 + 0,25 x_{41} + 0,75 x_{22}$ (1,08) (18,48)	R = 0,99 S _û = 0,024 N = 2,47	(D. 15)	ln	0,034	-	X
	$y = -12,56 + 1,139 x_{41} + 0,550 x_{21}$ (5,08) (14,92)	R = 0,992 S _û = 0,03 N = 1,50	$y = -8,11 + 0,83 x_{41} + 0,53 x_{21}$ (1,54) (9,25)	R = 0,99 S _û = 0,030 N = 1,55	(D. 7)	ln	0,016	+	
Musikinstrumenten-, Spiel-, Schmuckwaren- und Sportgeräte-Industrie	$y = -0,03 + 0,669 x_1 + 0,481 x_{21}$ (10,55) (3,60)	R = 0,954 S _û = 0,012 N = 2,41	$y = -0,05 + 0,81 x_1 + 0,66 x_{21}$ (12,16) (5,33)	R = 0,98 S _û = 0,009 N = 2,30	(D. 23)	WK	0,017	-	

Tabelle 1
Prognosetaugliche 0*) Arbeitsproduktivitätsfunktionen für Industriesektoren der Bundesrepublik Deutschland

Sektor	Struktur 1960-1974 1*)	Struktur 1960-1970 1*)	Ansatz Nr. 2*)	Dimension der Variablen 2*)	Teilseher-Koeffizient (T 3*)	Prognose-Bias 4*)	5% Irrtumswahrscheinlichkeit 5*)
Kunststoffverarbeitende Industrie	$y = -4,44 + 0,369 x_1 + 0,329 x_{21}$ (9,86) (5,73)	$y = -1,13 + 0,35 x_1 + 0,35 x_{21}$ (8,22) (5,66)	R = 0,999 S _ü = 0,01 N = 1,83	ln (D. 3)	ln 0,020	—	X
	$y = -6,07 + 0,520 x_{41} + 0,562 x_{21}$ (5,75) (9,55)	$y = -4,86 + 0,48 x_{41} + 0,56 x_{21}$ (5,03) (9,39)	R = 0,998 S _ü = 0,02 N = 1,92	(D. 7)	ln 0,017	—	
	$y = -1,75 + 0,784 x_{32}$ (50,32)	$y = -0,73 + 0,78 x_{32}$ (38,95)	R = 0,997 S _ü = 0,02 N = 2,22	(D. 31)	ln 0,016		X
	$y = -2,03 + 0,026 t + 0,512 x_{32}$ (2,33) (4,37)	$y = -0,20 + 0,02 t + 0,63 x_{32}$ (0,93) (3,81)	R = 0,998 S _ü = 0,02 N = 2,20	(D. 32)	ln 0,011		
	$y = -5,22 + 0,303 x_1 + 0,427 x_{22}$ (3,93) (3,60)	$y = -0,67 + 0,24 x_1 + 0,53 x_{22}$ (3,71) (5,34)	R = 0,998 S _ü = 0,02 N = 1,68	(D. 13)	ln 0,011	—	
	$y = -0,02 + 0,507 x_1 + 0,406 x_{21}$ (4,86) (3,51)	$y = -0,06 + 0,64 x_1 + 0,50 x_{21}$ (5,35) (4,25)	R = 0,829 S _ü = 0,019 N = 2,37	(D. 23)	WK 0,016	—	X
Lederindustrie	$y = -7,05 + 0,732 x_{41} + 0,936 x_{21}$ (3,07) (6,02)	$y = -8,51 + 0,71 x_{41} + 0,90 x_{21}$ (0,96) (2,37)	R = 0,979 S _ü = 0,03 N = 2,08	(D. 7)	ln 0,015	—	
	$y = -2,02 + 0,666 x_{32}$ (16,21)	$y = -0,33 + 0,63 x_{32}$ (10,31)	R = 0,976 S _ü = 0,04 N = 1,69	(D. 31)	ln 0,015	—	
	$y = -2,22 + 0,018 t + 0,331 x_{32}$ (2,24) (2,15)	$y = -1,52 + 0,03 t + 0,16 x_{32}$ (2,28) (0,78)	R = 0,983 S _ü = 0,03 N = 2,17	(D. 32)	ln 0,021	+	

Tabelle 1
Prognosetaugliche 0*) Arbeitsproduktivitätsfunktionen für Industriesektoren der Bundesrepublik Deutschland

Sektor	Struktur 1960-1974 1*)		Struktur 1960 - 1970 1*)		Ansatz Nr. 2*)	Dimension der Variablen 2*)	Teil'scher Ungleichheitskoeffizient(T) 3*)	Prognose-Bias 4*)	5% Irrtumswahrscheinlichkeit 5*)
Lederindustrie	$y = -7,55 + 0,030 t + 0,417 x_{41} + 0,348 x_{22}$ (3,22) (3,87) (3,16)	R = 0,993 S _û = 0,02 N = 1,81	$y = -7,80 + 0,03 t + 0,72 x_{41} + 0,44 x_{22}$ (1,84) (1,99) (2,68)	R = 0,99 S _û = 0,023 N = 1,63	(D.16)	ln	0,032	—	X
	$y = 1,80 + 0,488 x_1 + 0,305 x_{22}$ (8,28) (5,27)	R = 0,964 S _û = 1,32 N = 1,80	$y = 1,32 + 0,59 x_1 + 0,32 x_{22}$ (8,38) (3,76)	R = 0,98 S _û = 1,08 N = 1,66	(D. 19)	%	0,241		X
	$y = 2,63 + 0,706 x_{41} + 0,540 x_{22}$ (3,70) (5,44)	R = 0,878 S _û = 2,37 N = 2,05	$y = 1,97 + 1,01 x_{41} + 0,73 x_{22}$ (3,03) (4,78)	R = 0,90 S _û = 2,36 N = 1,73	(D. 21)	%	0,397		
	$y = 3,00 + 0,306 x_1 + 0,366 x_{51}$ (2,43) (2,92)	R = 0,927 S _û = 1,86 N = 1,83	$y = 2,49 + 0,50 x_1 + 0,32 x_{51}$ (3,35) (1,91)	R = 0,96 S _û = 1,522 N = 1,94	(D. 22)	%	0,368	—	X
	$y = 0,02 + 0,447 x_1 + 0,329 x_{22}$ (8,12) (5,41)	R = 0,964 S _û = 0,013 N = 1,80	$y = 0,01 + 0,55 x_1 + 0,33 x_{22}$ (8,38) (3,85)	R = 0,98 S _û = 0,01 N = 1,71	(D. 24)	WK	0,010		X
	$y = 0,02 + 0,630 x_{41} + 0,575 x_{22}$ (3,89) (5,82)	R = 0,891 S _û = 0,022 N = 2,00	$y = 0,02 + 0,95 x_{41} + 0,74 x_{22}$ (3,24) (4,90)	R = 0,91 S _û = 0,022 N = 1,73	(D. 27)	WK	0,018		
	$y = 0,03 + 0,271 x_1 + 0,366 x_{51}$ (2,25) (2,96)	R = 0,926 S _û = 0,018 N = 1,87	$y = 0,02 + 0,45 x_1 + 0,33 x_{51}$ (3,17) (2,00)	R = 0,96 S _û = 0,015 N = 1,92	(D. 28)	WK	0,017	—	
Schuhindustrie	$y = 0,51 + 0,737 x_{41} + 0,781 x_{22}$ (4,53) (3,21)	R = 0,809 S _û = 2,15 N = 2,06	$y = -7,85 + 0,69 x_{41} + 0,87 x_{22}$ (2,05) (5,56)	R = 0,98 S _û = 0,02 N = 1,63	(D. 15)	ln	0,014	+	
Nahrungs- und Genußmittelindustrien insgesamt	$y = -0,01 + 0,500 x_1 + 0,634 x_{21}$ (3,47) (4,02)	R = 0,823 S _û = 0,008 N = 1,82	$y = -0,02 + 0,68 x_1 + 0,62 x_{21}$ (4,61) (5,09)	R = 0,94 S _û = 0,006 N = 1,55	(D. 23)	WK	0,009		X

Tabelle 1
Prognosetaugliche ^{0*)} Arbeitsproduktivitätsfunktionen für Industriesektoren der Bundesrepublik Deutschland

Sektor	Struktur 1960-1974 ^{1*)}			Struktur 1960 - 1970 ^{1*)}			Ansatz Nr. ^{2*)}	Dimension der Variablen ^{2*)}	Teil'scher Ungleichheits- koeffizient(T) ^{3*)}	Prognose- Bias ^{4*)}	5% Irrtums- wahrschein- lichkeit ^{5*)}
Zuckerindustrie	$y = -14,69 - 0,719 x_1 + 1,608 x_{51}$ (- 6,25) (23,55)	R = 0,999 S _û = 0,02 N = 1,71		$y = -4,26 - 0,65 x_1 + 1,54 x_{51}$ (- 5,60) (19,88)	R = 0,99 S _û = 0,02 N = 2,09	(D. 5)	ln	0,015			
	$y = -8,01 - 0,448 x_{41} + 0,917 x_{51}$ (- 12,12) (35,89)	R = 0,999 S _û = 0,01 N = 1,72		$y = 0,48 - 0,42 x_{41} + 0,92 x_{51}$ (- 10,17) (33,25)	R = 0,99 S _û = 0,01 N = 2,11	(D. 9)	ln	0,008			
Brauerei und Mälzerei	$y = -0,01 + 0,388 x_1 + 0,430 x_{21}$ (2,77) (2,19)	R = 0,670 S _û = 0,013 N = 1,80		$y = -0,03 + 0,59 x_1 + 0,57 x_{21}$ (2,64) (1,95)	R = 0,71 S _û = 0,013 N = 1,12	(D. 23)	WK	0,012	-		X
Gesamte Industrie	$y = -5,17 + 0,029 t + 0,258 x_1 + 0,183 x_{21}$ (2,90) (2,32) (2,00)	R = 0,999 S _û = 0,01 N = 1,62		$y = -2,32 + 0,02 t + 0,34 x_1 + 0,24 x_{21}$ (1,66) (2,51) (2,22)	R = 0,99 S _û = 0,003 N = 2,78	(D. 4)	ln	0,007	-		
	$y = 0,005 + 0,482 x_1 + 0,406 x_{21}$ (3,16) (2,50)	R = 0,696 S _û = 0,011 N = 1,68		$y = -0,01 + 0,56 x_1 + 0,48 x_{21}$ (2,66) (2,33)	R = 0,71 S _û = 0,01 N = 1,66	(D. 23)	WK	0,006	-		